N° 11F0019MIF au catalogue — N° 303
ISSN: 1205-9161
ISBN: 978-0-662-09647-4

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Pourquoi la plupart des étudiants universitaires sont-ils des femmes? Analyse fondée sur le rendement scolaire, les méthodes de travail et l'influence des parents

par Marc Frenette et Klarka Zeman

Analyse des entreprises et du marché du travail
Immeuble R.-H.-Coats, pièce 24-I, 100, promenade du Pré Tunney, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Pourquoi la plupart des étudiants universitaires sont-ils des femmes? Analyse fondée sur le rendement scolaire, les méthodes de travail et l'influence des parents

par
Marc Frenette et Klarka Zeman

11F0019 N° 303
ISSN : 1205-9161
ISBN : 978-0-662-09647-4

Statistique Canada
Analyse des entreprises et du marché du travail
24-I, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1-800-263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Septembre 2007

Les auteurs remercient Evelyne Bougie, Dafna Kohen, Michael Hoy, René Morissette et Garnett Picot de leurs commentaires constructifs. Evelyne Bougie et Dafna Kohen leur ont apporté une aide particulièrement précieuse en fournissant des références et des éclaircissements sur le développement de l'enfant. Toutes les erreurs qui subsistent sont imputables aux auteurs.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2007

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue de préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0019MIE, no. 303).

Note de reconnaissance :
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

2008-02995/

Table des matières

Sommaire exécutif 5

1. Introduction 6

2. Méthodologie 8

3. Profil des filles et des garçons de la naissance à l'âge de 15 ans 12

4. Résultats 15

5. Conclusion 20

Annexe 22

Bibliographie 28

Résumé

Dans la présente étude, nous nous servons de nouvelles données canadiennes détaillées sur les notes aux tests normalisés, les notes scolaires, l'influence des parents et des pairs, ainsi que d'autres caractéristiques socioéconomiques de base des garçons et des filles pour essayer d'expliquer l'écart important entre ceux-ci en matière d'inscription à l'université. Parmi les jeunes âgés de 19 ans en 2003, 38,8 % des filles étaient inscrites à l'université, comparativement à 25,7 % seulement des garçons. Cependant, les jeunes hommes et les jeunes femmes étaient aussi susceptibles les uns que les autres d'aller au collège. Nous constatons que des différences entre les garçons et les filles en ce qui a trait aux caractéristiques observables expliquent plus des trois quarts (76,8 %) de l'écart relatif à l'inscription à l'université. Par ordre d'importance, les principaux facteurs sont les différences entre les notes scolaires obtenues à l'âge de 15 ans, les notes aux tests normalisés de lecture obtenues à l'âge de 15 ans, les méthodes de travail, les attentes des parents et la prime salariale associée à un diplôme universitaire comparativement à celle associée à un diplôme d'études secondaires. Ensemble, les quatre mesures de rendement scolaire que nous utilisons — notes globales, notes aux tests normalisés de lecture, méthodes de travail et redoublement d'une année — rendent compte de 58,9 % de l'écart entre les sexes pour ce qui est de l'inscription à l'université. Par conséquent, pour comprendre l'avantage des femmes en ce qui concerne la poursuite d'études universitaires, il pourrait être essentiel de comprendre pourquoi les filles obtiennent de meilleurs résultats que les garçons au primaire et au secondaire.

Mots-clés : inscription à l'université, écart entre les sexes, notes aux tests normalisés, notes scolaires.

Sommaire exécutif

Il n'y a pas si longtemps, les universités étaient le domaine des étudiants masculins. Cependant, au cours des quelque 30 dernières années, un renversement de situation spectaculaire a eu lieu sur les campus universitaires au Canada. Selon le Recensement de 1971, 68 % des diplômés universitaires de 25 à 29 ans étaient des hommes. Dix ans plus tard, ces derniers avaient plus ou moins été rattrapés par les femmes, la proportion de diplômés de sexe masculin n'étant plus que de 54 %. En 1991, les femmes s'étaient approprié une légère majorité, représentant 51 % des diplômés. Au Recensement de 2001, les universités étaient devenues clairement le domaine des femmes, celles-ci représentant 58 % de l'ensemble des diplômés.

Malgré l'importance du phénomène, on en sait fort peu sur l'écart entre les sexes en ce qui concerne la poursuite d'études universitaires. Selon l'Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A, 38,8 % des jeunes femmes de 19 ans avaient fréquenté l'université en 2003, comparativement à 25,7 % seulement des jeunes hommes de 19 ans. Cependant, les jeunes hommes et les jeunes femmes étaient aussi susceptibles les uns que les autres de faire des études collégiales.

La présente étude a pour objectif de fournir des éclaircissements sur l'écart entre les sexes relatif à l'inscription à l'université. Pour ce faire, nous examinons les différences de rendement scolaire et de caractéristiques socioéconomiques entre les garçons et les filles. En général, les filles obtiennent de meilleurs résultats aux tests normalisés, ont des notes scolaires globales plus élevées, consacrent plus de temps à leurs devoirs, sont moins susceptibles de redoubler une année, font face à de grandes attentes de la part de leurs parents et bénéficient d'un salaire plus élevé grâce à leur diplôme universitaire.

Nous constatons que les différences entre les caractéristiques des garçons et des filles expliquent plus des trois quarts (76,8 %) de l'écart relatif à l'inscription à l'université. Par ordre d'importance, les principaux facteurs sont les différences entre les notes scolaires obtenues à l'âge de 15 ans (31,8 %), les notes aux tests normalisés de lecture obtenues à l'âge de 15 ans (14,6 %), les méthodes de travail (11,1 %), les attentes des parents (8,5 %) et la prime salariale associée à un diplôme universitaire comparativement à celle associée à un diplôme d'études secondaires (5,3 %). Ensemble, les quatre mesures de rendement scolaire utilisées dans l'analyse — notes globales, notes aux tests normalisés de lecture, méthodes de travail et redoublement d'une année — rendent compte de 58,9 % de l'écart entre les sexes en ce qui concerne l'inscription à l'université. Les notes globales expliquent une part plus importante de cet écart que les notes en lecture. Par conséquent, pour comprendre l'avantage des femmes en ce qui concerne la poursuite d'études universitaires, il pourrait être essentiel de comprendre pourquoi les filles obtiennent de meilleurs résultats que les garçons au primaire et au secondaire.

1. Introduction

Il n'y a pas si longtemps, les universités étaient le domaine des étudiants masculins. Cependant, au cours des quelque 30 dernières années, un renversement de situation spectaculaire a eu lieu sur les campus universitaires au Canada. Selon le Recensement de 1971, 68 % des diplômés universitaires de 25 à 29 ans étaient des hommes. Dix ans plus tard, ces derniers avaient plus ou moins été rattrapés par les femmes, la proportion de diplômés de sexe masculin n'étant plus que de 54 %. En 1991, les femmes s'étaient approprié une légère majorité, représentant 51 % des diplômés. Au Recensement de 2001, les universités étaient devenues clairement le domaine des femmes, celles-ci représentant 58 % de l'ensemble des diplômés[1].

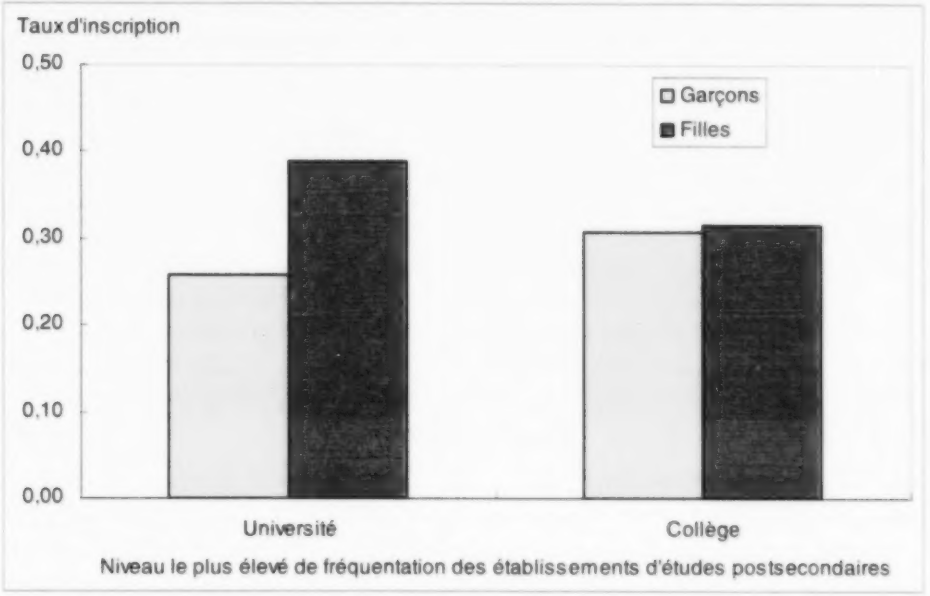
Au Canada, Christofides, Hoy et Yang (2006) examinent l'évolution de l'écart entre les sexes relatif à l'inscription à l'université à l'aide de données d'enquête. Ils constatent que plus de la moitié de l'accroissement de l'écart entre les sexes peut être attribué à la hausse différentielle de la prime salariale associée à un diplôme universitaire relativement à celle associée à un diplôme d'études secondaires. Malheureusement, leurs données ne contiennent pas de renseignements très détaillés au sujet des jeunes. Toutefois, l'analyse de ces auteurs porte sur une période durant laquelle de *nombreux* facteurs changeaient. Par exemple, la proportion de garçons de moins de 18 ans vivant avec une mère seule est passée de 9,4 % en 1981 à 14,3 % en 2001. Cet accroissement important de la prévalence des garçons ne vivant pas sous le même toit que leur père pourrait expliquer en partie pourquoi le taux de fréquentation des universités n'a pas augmenté aussi rapidement chez les garçons que chez les filles. En outre, le niveau d'études a augmenté rapidement chez les femmes au cours des dernières décennies, ce qui pourrait avoir profité davantage aux filles qu'aux garçons, si l'on estime que les mères ont une plus grande influence sur leurs filles que sur leurs fils. En fait, si l'on tient compte de l'effet du niveau d'études des parents, celui de la mère n'est pas associé aux aspirations des garçons en matière d'études, mais est positivement associé à celles des filles (Looker et Thiessen, 2004). Enfin, on a également relevé une diminution de la présence masculine dans les écoles secondaires. Selon les données de recensement, la proportion d'enseignants du secondaire de sexe masculin a baissé, pour passer de 58 % à 1981 à 46 % en 2001. L'étude réalisée par Christofides, Hoy et Yang (2006) ne tenait compte *directement* d'aucun de ces facteurs. Bien qu'ils aient inclus une tendance temporelle linéaire dans leurs régressions, ces facteurs n'ont pas nécessairement augmenté selon un taux linéaire. De surcroît, dans la mesure où la hausse de ces facteurs est corrélée à celle de la prime salariale associée aux études universitaires, le coefficient de cette dernière pourrait refléter l'effet des premiers. D'autres facteurs sont susceptibles de jouer un rôle également. Ainsi, les résultats scolaires et les caractéristiques de comportement et de développement des filles et des garçons pourraient avoir évolué à des rythmes différents. Puisqu'aucune source unique de données ne contient tous les renseignements susmentionnés pour une longue période, nous pouvons dire sans risque qu'au mieux, la recherche dans ce domaine permettrait de justifier séparément l'effet de chacun de ces facteurs sans arriver à les tester simultanément de manière formelle. Il s'agit en fait de la stratégie appliquée dans un document récent publié aux États-Unis par Goldin, Katz et Kuziemko (2006).

---

1. Les progrès réalisés par les femmes étaient plus importants au niveau du diplôme d'études supérieures. En 1971, 22 % des titulaires d'un diplôme universitaire d'études supérieures âgés de 25 à 29 ans étaient des femmes. En 2001, le chiffre était passé à 58 %. Par contre, 35 % des titulaires d'un baccalauréat étaient des femmes en 1971, comparativement à 58 % en 2001.

Une approche de recherche plus prometteuse consisterait à essayer de comprendre les raisons de l'écart entre les sexes en ce qui concerne l'inscription à l'université à un moment donné. Des données canadiennes récentes sur l'inscription à l'université donnent à penser que l'avantage des femmes persiste. En 2003, 38,8 % des jeunes femmes de 19 ans fréquentaient l'université, comparativement à 25,7 % seulement des jeunes hommes de 19 ans (figure 1). Par contre, les jeunes hommes et les jeunes femmes étaient aussi susceptibles les uns que les autres d'aller au « collège » (c.-à-d. toutes les formes d'études postsecondaires non universitaires).

Figure 1 Taux d'inscription dans les universités et les collèges, selon le sexe



Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

L'écart important entre les sexes ayant trait à l'inscription à l'université pourrait avoir plusieurs incidences démographiques et économiques importantes. En premier lieu, terminer des études universitaires et entreprendre une carrière pourrait obliger les femmes à retarder la venue de leur premier enfant. En deuxième lieu, de plus en plus de professionnels sont des femmes, ce qui pourrait avoir des conséquences en matière de pénurie de main-d'œuvre qualifiée. Par exemple, le fait que les femmes pratiquant la médecine aient tendance à travailler beaucoup moins d'heures que leurs homologues masculins[2] pourrait exacerber les pressions existantes en vue d'accroître le nombre de médecins, compte tenu du vieillissement de la population et de l'accroissement connexe de la demande de services de santé. En troisième lieu, la hausse du niveau d'études des femmes pourrait contribuer à la réduction de l'écart salarial brut (ou inconditionnel) entre les hommes et les femmes. En quatrième lieu, le phénomène d'homogamie éducationnelle (c.-à-d. la propension qu'ont les personnes dont le niveau d'études est élevé de se marier avec des personnes ayant elles-mêmes un niveau élevé d'études) pourrait réduire les perspectives de mariage des jeunes

2. L'Association canadienne médicale fournit des renseignements sur les heures de travail des médecins selon le sexe à l'adresse www.cma.ca/multimedia/CMA/Content_Images/Inside_cma/Statistics/pwr-average1.pdf

hommes ou inciter les jeunes femmes à modifier leurs préférences (c.-à-d. les conduire à épouser des hommes moins instruits qu'elles en proportion plus élevée qu'à l'heure actuelle).

Malgré l'importance du phénomène, on en sait fort peu sur l'écart entre les sexes en ce qui concerne l'inscription à l'université. Aux États-Unis, Jacob (2002) examine la question en s'appuyant sur une enquête fournissant des renseignements socioéconomiques détaillés sur les jeunes. Il arrive à expliquer 90 % de la disparité d'inscription à l'université entre les sexes par des différences d'aptitudes non cognitives (y compris les notes scolaires) et de primes salariales associées aux études universitaires relativement à celles associées aux études secondaires. Cependant, les données utilisées par Jacob remontent au début des années 1990, période où l'écart entre les sexes ayant trait à l'inscription à l'université n'était que de 5 points de pourcentage environ, soit une valeur plutôt faible d'après les normes actuelles. Expliquer un aussi petit écart pourrait être moins informatif que comprendre l'écart plus important qui existe aujourd'hui.

L'objectif de la présente étude est de fournir des éclaircissements sur l'écart important entre les sexes pour ce qui est de l'inscription à l'université observé à un moment donné en utilisant une nouvelle source de données, à savoir l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), Cohorte A. Cette enquête fournit des renseignements très détaillés sur les jeunes, y compris les notes scolaires, les résultats aux tests normalisés de lecture, les méthodes de travail, les attentes des parents et de nombreuses autres caractéristiques. L'étude s'inspire en grande partie des travaux de Jacob (2002), mais contribue également à la littérature de deux façons importantes. En premier lieu, elle fournit des données canadiennes sur le sujet. Deuxièmement, elle est axée sur une période plus récente (2003), durant laquelle l'écart entre les sexes relatif à l'inscription à l'université était très important (13,1 points de pourcentage).

À la section suivante, nous décrivons en détail la méthodologie de l'étude, ainsi que les données de l'EJET. En guise de contexte avant de poursuivre l'exposé, nous dressons ici le profil des garçons et des filles de la naissance jusqu'à l'âge de 15 ans. En général, les garçons démarrent dans la vie avec un désavantage par rapports aux filles en ce qui concerne les facteurs physiques, cognitifs et émotionnels. À mesure que les jeunes progressent dans le système scolaire, les écarts entre les sexes ont tendance à s'accentuer. À l'âge de 15 ans, moment où nombre de jeunes commencent à réfléchir à leur vie après le secondaire, les filles dépassent les garçons à l'école à pas de géant et ont tendance à garder l'avantage sur plusieurs fronts. Cela nous amène à la partie essentielle de l'étude, où nous examinons dans quelle mesure l'avantage dont jouissent les filles à l'âge de 15 ans explique l'important écart entre les sexes ayant trait à l'inscription à l'université à l'âge de 19 ans. Le résultat de cet exercice laisse entendre que plus des trois quarts (76,8 %) de cet écart peut être expliqué par des différences entre les garçons et les filles en ce qui concerne des caractéristiques observables. Par ordre d'importance, les principaux facteurs sont les différences entre les notes scolaires obtenues à l'âge de 15 ans, les notes aux tests de lecture normalisés obtenues à l'âge de 15 ans, les méthodes de travail, les attentes des parents et les primes salariales associées à un diplôme universitaire relativement à celles associées à un diplôme d'études secondaires.

2. Méthodologie

L'objectif de l'étude est de décomposer l'écart relatif à l'inscription à l'université en une composante expliquée et une composante inexpliquée (c.-à-d. les parties de l'écart expliquée et non

expliquée, respectivement, par des différences relatives à des caractéristiques observables). La méthode s'inspire de Jacob (2002), qui examine l'écart entre les sexes ayant trait à l'inscription à l'université aux États-Unis et de Frenette (2007), qui considère les écarts relatifs à l'inscription à l'université en fonction des revenus des parents au Canada. Blinder (1973) et Oaxaca (1973) proposent une approche simple de décomposition de l'écart entre les valeurs moyennes d'une variable dépendante, qui est basée sur les moindres carrés ordinaires (MCO).

Nous commençons par calculer la régression d'une variable dichotomique d'inscription à l'université, U, sur une série de variables explicatives, X (décrites plus loin), en spécifiant des modèles distincts pour les filles et pour les garçons[3]. Dans la méthode des MCO, la droite de régression (plan, hyperplan) passe par un point représentant les moyennes d'échantillon de toutes les variables du modèle. Autrement dit, la relation qui suit est vérifiée pour les jeunes de sexe s :

$$(1) \qquad \overline{U}_s = \overline{X}_s b_s .$$

Il convient de souligner que la moyenne de la variable dépendante ($\overline{U}$) peut être interprétée comme étant le taux d'inscription à l'université. Des manipulations algébriques simples permettent d'écrire l'écart entre les jeunes hommes (m) et les jeunes femmes (f) ayant trait aux taux d'inscription à l'université sous la forme suivante :

$$(2) \qquad \overline{U}_f - \overline{U}_m = (\overline{X}_f - \overline{X}_m) b_f + \overline{X}_m (b_f - b_m) : \text{Méthode 1.}$$

Il peut aussi s'écrire sous la forme suivante :

$$(3) \qquad \overline{U}_f - \overline{U}_m = (\overline{X}_f - \overline{X}_m) b_m + \overline{X}_f (b_f - b_m) : \text{Méthode 2.}$$

Dans les deux cas, le premier terme du deuxième membre de l'équation représente la part expliquée de l'écart, tandis que le deuxième terme en représente la part inexpliquée. Comme il s'agit d'une combinaison linéaire simple, la partie expliquée de l'écart peut encore être décomposée en sous-composantes spécifiques des variables explicatives.

Les deux moyens susmentionnés d'exprimer l'écart se distinguent par les facteurs de pondération qui sont appliqués. Ainsi, la méthode représentée par l'équation 2 (appelée ci-après méthode 1) consiste à évaluer l'écart entre les sexes relatif aux variables explicatives moyennes de la même façon que sont évaluées les caractéristiques des femmes (c.-à-d. en utilisant b_f comme pondération). Dans la méthode 2, la pondération est b_m. Puisque les deux méthodes peuvent produire des résultats légèrement différents, nous appliquons et montrons les résultats obtenus par les deux méthodes dans la présente étude.

---

3. Nous appliquons les moindres carrés ordinaires malgré la nature dichotomique de la variable dépendante (autrement dit, nous estimons des modèles probabilistes linéaires). Cette approche est raisonnable lorsque la probabilité empirique ne s'approche pas de 0 ou de 1, ce qui est le cas ici. Les effets sur la probabilité marginale obtenue au moyen de modèles logit et probit donnent des résultats similaires. Voir Moffitt (1999) pour des renseignements plus détaillés sur le caractère approprié du modèle probabiliste linéaire et Fairlie (2003) pour une méthode de décomposition utile lorsque la probabilité empirique s'approche de 0 ou de 1. Pour des exemples de la décomposition de Blinder-Oaxaca appliquée à des résultats binaires, voir Fairlie et Sundstrom (1997), Jacob (2002), Manning et Robinson (2004) et Frenette (2007).

Toutefois, pour éviter toute ambiguïté, les résultats privilégiés seront ceux découlant d'une extension de l'approche élémentaire de Blinder-Oaxaca utilisée par Neumark (1988) et par Oaxaca et Ransom (1994). Dans cette approche (appelée ci-après méthode 3), les coefficients d'un modèle regroupant les hommes et les femmes (p) sont utilisés comme pondération pour la partie expliquée de l'écart :

$$(4) \qquad \overline{U}f - \overline{U}m = (\overline{X}f - \overline{X}m)b_p + \left[\overline{X}f(b_f - b_p) - \overline{X}m(b_m - b_p)\right] : \text{Méthode 3.}$$

Comme auparavant, le premier terme du deuxième membre de l'équation représente la partie expliquée tandis que le deuxième représente la partie inexpliquée, qui peut être décomposée à son tour en avantage (ou désavantage) des hommes et des femmes.

Les données utilisées aux fins de la présente étude sont tirées de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), Cohorte A, et ont été recueillies en même temps que celles du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) de l'Organisation de coopération et de développement économiques. La population cible se composait d'élèves inscrits dans un établissement d'enseignement au Canada le 31 décembre 1999 et âgés de 15 ans ce jour-là (c.-à-d., qui étaient nés en 1984). Les élèves vivant dans les territoires ou dans les réserves indiennes, les élèves considérés comme étant incapables mentalement ou physiquement de participer à l'évaluation du PISA et les élèves allophones comptant moins d'une année d'études dans la langue de l'évaluation ont été exclus. Ont été exclus également divers types d'écoles dans lesquelles il aurait été impossible de procéder à l'enquête, comme les ménages où les parents prodiguent l'enseignement à domicile à leurs enfants ou les écoles pour personnes ayant des besoins spéciaux. Toutes ces exclusions représentent ensemble moins de 4 % des jeunes de 15 ans au Canada.

L'EJET a été réalisée selon un plan d'échantillonnage à deux degrés. Au premier degré, un échantillon stratifié d'écoles a été sélectionné afin d'assurer une couverture appropriée des 10 provinces canadiennes (y compris une couverture appropriée du système scolaire minoritaire dans certaines provinces). La stratification était fondée sur l'effectif de jeunes de 15 ans de l'école l'année scolaire précédente. Au deuxième degré, un échantillon aléatoire simple d'élèves de 15 ans a été sélectionné dans les écoles. Pour tenir compte de ce plan d'échantillonnage complexe, toutes les estimations de la variance ont été produites par la méthode bootstrap en utilisant 100 poids de rééchantillonnage.

Les élèves ont été interviewés pour la première fois en avril ou en mai 2000, puis de nouveau de février à mai 2002 et de février à juin 2004. Lors du premier cycle de collecte des données, les parents et des représentants des écoles ont également été interviewés, mais aucun suivi n'a eu lieu.

Nous avons sélectionné pour l'étude tous les jeunes qui participaient à l'Enquête. Dans Frenette (2007), seuls les élèves qui, à l'âge de 19 ans, avaient terminé leurs études secondaires étaient admissibles à l'étude, parce que celle-ci visait à illustrer dans quelle mesure les contraintes financières expliquent ou non l'écart entre les taux d'inscription à l'université en fonction du revenu. Puisqu'il faut ordinairement être titulaire d'un diplôme d'études secondaires pour pouvoir

s'inscrire à l'université[4], il serait difficile d'attribuer à des contraintes financières un taux d'inscription à l'université plus faible pour les décrocheurs du secondaire.

Le résultat principal est l'inscription à l'université le 31 décembre 2003 au plus tard. L'avantage primordial des données tient au grand nombre de variables explicatives. Quatre mesures de rendement scolaire sont utilisées dans la présente étude. La première est tirée du PISA. L'évaluation du PISA a été effectuée en 2000 et administrée dans la langue d'enseignement de l'école, qui était soit l'anglais, soit le français. Elle se composait de tests normalisés dans les domaines de la lecture, des mathématiques et des sciences. Tous les élèves ont été évalués en lecture, qui était le principal volet du test. La moitié des élèves ont également été évalués en mathématiques, et l'autre moitié, en sciences (sur la base d'un sous-échantillon aléatoire d'élèves du PISA dans les écoles). L'évaluation était fondée sur un test écrit de deux heures, et dans la composante lecture les élèves devaient exécuter une gamme de tâches portant sur différents types de textes, y compris repérer des renseignements particuliers, montrer qu'ils comprenaient le texte de façon générale, interpréter le texte et réfléchir sur le contenu et les caractéristiques du texte. Les textes comprenaient des passages en prose standard et divers types de documents, tels des listes, des formulaires, des graphiques et des diagrammes. Puisque Frenette (2007) démontre que les résultats en lecture sont plus fortement associés à l'inscription à l'université que les résultats en mathématiques ou en sciences, nous examinons exclusivement la composante de la lecture du PISA ici. La deuxième mesure de rendement scolaire est la note scolaire globale de l'élève obtenue à l'âge de 15 ans, qui est autodéclarée par l'élève. Sachant le niveau d'aptitudes de l'élève à un test normalisé, les notes scolaires peuvent refléter sa capacité de tirer parti de ces aptitudes dans un milieu plus structuré (Jacob, 2002). Jacob va même plus loin et traite les notes scolaires comme attestant d'aptitudes « non cognitives », une fois prises en compte les aptitudes cognitives. Dans la même veine, les méthodes de travail pourraient aussi être considérées comme une forme d'aptitudes « non cognitives ». Elles pourraient, en fait, servir de variable substitut pour la motivation à poursuivre des études. Pour cela, l'EJET contient des renseignements sur le nombre d'heures par semaine que l'élève consacre à ses devoirs. Nous considérons ces renseignements comme la troisième mesure de rendement scolaire. La dernière mesure de rendement scolaire est la capacité de progresser dans le système scolaire au rythme normal (c.-à-d. le fait que l'élève ait redoublé ou non une année). Selon Jacob (2002), devoir recommencer une année peut être le signe d'un manque de maturité.

On a également demandé aux élèves combien de leurs amis prévoyaient poursuivre leurs études après le secondaire. Cette information permet de saisir l'influence des pairs sur les résultats scolaires de l'élève. Pour les besoins de la présente étude, les réponses ont été regroupées en trois catégories : « certains ou aucun », « la plupart » et « tous ».

Enfin, les élèves pourraient également prendre en considération les avantages économiques de l'obtention d'un diplôme universitaire. À cette fin, nous avons utilisé les données du Recensement de 2001 et calculé le ratio entre les gains moyens des diplômés universitaires et ceux des diplômés du secondaire qui étaient des employés rémunérés et n'avaient pas de revenu d'un travail autonome durant l'année 2004[5]. Pour les titulaires d'un diplôme universitaire, nous avons étudié le groupe des

4. Les jeunes plus âgés qui ont décroché de l'école secondaire peuvent avoir le droit de s'inscrire à l'université à titre d'étudiants adultes.

5. Nous avons également utilisé le ratio des gains médians et n'avons discerné aucun changement dans les résultats.

24 à 29 ans, tandis que pour les titulaires d'un diplôme du secondaire, nous avons étudié le groupe des 18 à 23 ans. Cette approche a été adoptée afin de neutraliser les effets des différences attendues de nombre d'années d'expérience entre les titulaires d'un diplôme du secondaire et les titulaires d'un diplôme universitaire (p. ex., Burbidge, Magee et Robb, 2002). Nous avons fait le calcul pour les hommes et pour les femmes dans chaque ville (c.-à-d. les régions métropolitaines de recensement ou les agglomérations de recensement) et avons établi la correspondance avec le sexe et la ville des élèves participant à l'EJET. Pour les élèves résidant en dehors des villes, nous avons examiné le ratio des gains, selon le sexe, dans toutes les régions du reste de la province (c.-à-d. en dehors de toutes les villes de la province). Bien que cette mesure ne varie pas en fonction du temps, ce qui peut produire une plus grande variabilité, elle comprend néanmoins 135 valeurs éventuellement différentes pour chaque sexe. Christofides, Hoy et Yang (2006) exploitent la variation temporelle de la prime salariale à l'échelle du pays, qui produit 27 valeurs éventuellement distinctes au cours de la période de 1977 à 2003.

Les parents des élèves ont également répondu à un questionnaire en 2000. Six éléments d'information sont utilisés dans l'étude, à savoir la présence de parents à la maison (variables de la présente étude : un parent présent, deux parents présents mais ni l'un ni l'autre n'est un parent biologique, deux parents présents mais dont un seul est un parent biologique, ou deux parents biologiques présents); le sexe du parent connaissant le mieux l'élève; le plus haut niveau d'études de l'un ou l'autre parent (variables de la présente étude : sans certificat d'études postsecondaires, un certificat d'études postsecondaires non universitaires, un diplôme universitaire de premier cycle ou un diplôme professionnel ou d'études supérieures); le quartile de revenu total en 1999 (y compris les gains, les revenus de placements et les revenus sous forme de transferts gouvernementaux)[6]; les attentes des parents en ce qui concerne le plus haut niveau d'études qui sera atteint par l'enfant (variables de la présente étude : un diplôme universitaire ou pas de diplôme universitaire); et le fait que le jeune a redoublé ou non une année scolaire.

3. Profil des filles et des garçons de la naissance à l'âge de 15 ans

Différences entre les sexes durant la prime enfance

Dès le moment où l'on coupe le cordon ombilical, il semble que les garçons mènent en général une vie plus mouvementée que les filles. Il en est ainsi qu'il s'agisse de l'état physique, du développement ou du comportement. Sur le plan physique, les garçons sont désavantagés à plusieurs égards. Par tranche de 1 000 naissances vivantes, 5,8 garçons meurent la première année de la vie, comparativement à 4,7 filles (Statistique Canada, 2005). De 1 an à 4 ans, les garçons sont sensiblement plus susceptibles d'être hospitalisés que les filles. Plus précisément, 7 793 garçons pour 100 000 sont hospitalisés durant cette période, comparativement à seulement 5 726 filles pour 100 000 (Institut canadien de la santé infantile, 2000). Selon le cycle 4 (2000-2001) de l'Enquête

6. Pour tenir compte des différences de taille des familles et des économies d'échelle connexes, nous avons calculé le revenu « équivalent » en divisant le revenu des parents par la racine carrée de la taille de la famille. Sur la base du revenu équivalent, nous avons classé les élèves par quartile. Les seuils de revenu équivalent pour chaque quartile sont 20 409 $ (25e centile), 30 531 $ (50e centile) et 41 000 $ (75e centile). Dans le cas d'une famille de quatre, ces chiffres équivalent à deux fois ces niveaux en termes non ajustés : 40 819 $ (25e centile), 61 062 $ (50e centile) et 82 000 $ (75e centile). Voir Skuterud, Frenette et Poon (2004) pour une discussion plus approfondie du revenu équivalent.

longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes, les garçons sont également beaucoup plus susceptibles d'avoir des limitations d'activités (15 %) que les filles (11 %). Les garçons accusent aussi un certain retard par rapport aux filles du côté du développement durant la prime enfance. Ainsi, seulement 12 % des garçons de la naissance à 3 ans sont considérés comme ayant un développement moteur et social avancé comparativement à 21 % des filles (Institut canadien de la santé infantile, 2000). En moyenne, les garçons de 5 ans obtiennent une cote de 97,2 à un test de copie de figures et d'utilisation de symbole comparativement à 104,3 pour les filles (Thomas, 2006). En tout, 78 % des garçons de 5 ans font souvent preuve d'autonomie pour s'habiller comparativement à 87 % des filles (Thomas, 2006). Enfin, les garçons manifestent plus de problèmes de comportement que les filles durant la prime enfance. Par exemple, les garçons de 5 ans font preuve de moins d'attention (cote de 8,5) que les filles (cote de 9,3), selon Thomas (2006). En outre, 16 % des garçons de 4 à 11 ans manifestent un comportement agressif comparativement à 9 % des filles (Institut canadien de la santé infantile, 2000). De même, 14 % des garçons de 4 à 11 ans sont hyperactifs comparativement à seulement 6 % des filles (Institut canadien de la santé infantile, 2000).

Différence entre les sexes durant la scolarité primaire

Les difficultés relatives auxquelles font face les garçons durant la prime enfance peuvent être exacerbées durant les études primaires pour au moins deux raisons. En premier lieu, 83 % des enseignants du primaire sont des femmes (Recensement de 2001). Les filles sont donc plus susceptibles que les garçons d'avoir pour enseignant une personne de même sexe au cours des premières années de scolarité; or, une étude menée récemment aux États-Unis en s'appuyant sur les données de la National Education Longitudinal Survey révèle qu'il est bénéfique pour les garçons ainsi que pour les filles d'avoir un enseignant de même sexe (Dee, 2005). La taille de l'effet est assez importante. Par exemple, l'auteur a estimé qu'une seule année d'enseignement de l'anglais par un professeur masculin éliminerait près du tiers de l'écart entre les garçons et les filles relatif au rendement en lecture chez les enfants de 13 ans, et ce en accroissant le rendement des garçons et en nuisant simultanément à celui des filles. De même, une année d'enseignement par un professeur féminin aiderait les filles à rattraper partiellement les garçons en sciences et en mathématiques. Plus précisément, chez les enfants de 13 ans, l'écart entre les garçons et les filles relatif au rendement en sciences serait réduit de moitié et celui, moins important, relatif au rendement en mathématiques serait éliminé entièrement.

Deuxièmement, indépendamment du sexe de l'enseignant, les dispositions naturelles des filles sont peut-être mieux adaptées à des *stratégies* d'enseignement standard, alors que celles des garçons pourraient être traitées comme des problèmes dans le système scolaire. Selon Julien et Ertl (2000), les garçons de 10 et 11 ans sont moins susceptibles de travailler soigneusement et minutieusement (61 %) que les filles (82 %), sont plus susceptibles de se bagarrer souvent (35 %) que les filles (13 %), sont plus susceptibles de ne pas être capables de rester assis tranquillement, d'être agités ou de manifester de l'hyperactivité (49 %) que les filles (23 %), et sont moins susceptibles de témoigner de la sympathie lorsque quelqu'un d'autre commet une erreur (32 %) que les filles (49 %).

Différences entre les sexes relatives à l'influence des parents

Pendant les difficiles années préscolaires et primaires, les garçons pourraient en outre souffrir de l'absence ou du manque de participation d'un parent de même sexe. La raison en est double. Premièrement, en cas de dissolution de la famille, la mère est plus susceptible que le père de s'occuper des enfants. D'après le Recensement de 2001, 14,3 % des garçons vivaient avec une mère seule, tandis que seulement 2,9 % d'entre eux vivaient avec un père seul. De surcroît, dans les familles biparentales, le parent connaissant le mieux les filles est la mère dans 78,7 % des cas. Par contre, le père est le parent connaissant le mieux les garçons dans 24,3 % des cas (EJET, Cohorte A).

Différences entre les sexes à l'âge de 15 ans

Arrivés à l'âge de 15 ans, les garçons et les filles ont des caractéristiques très différentes (figures A.1 à A.11 en annexe). Nous allons maintenant décrire ces différences en nous fondant sur la principale source de données utilisées pour l'étude (EJET, Cohorte A). En fait, ces différences serviront à expliquer les écarts entre les taux d'inscription à l'université dans la partie principale du document.

Pour ce qui est des études, les garçons accusent un retard par rapport aux filles sur plusieurs fronts. Par exemple, leurs résultats aux tests normalisés de lecture sont moins bons (figure A.1). Seulement 20,4 % des garçons se situent dans les 25 % supérieurs de la distribution des notes de lecture. Comparativement, 30,1 % des filles se classent dans les 25 % supérieurs. De façon analogue, 30,3 % des garçons mais seulement 19,5 % des filles se classent dans les 25 % inférieurs de la distribution. L'écart entre les garçons et les filles est tout aussi important en ce qui concerne les notes scolaires globales (figure A.2). Alors que seulement 31,9 % des garçons obtiennent une note d'au moins 80 %, près de la moitié des filles rentrent dans cette catégorie (46,3 %). À l'extrémité opposée de l'échelle, 8,4 % des garçons disent obtenir une note inférieure à 60 %, comparativement à seulement 2,5 % des filles. Les garçons et les filles diffèrent aussi passablement en ce qui a trait à la quantité de temps qu'ils consacrent à leurs devoirs (figure A.3). Alors que 8,5 % des garçons ne consacrent pas de temps du tout à leurs devoirs, seulement 2,5 % des filles en font de même. En revanche, seulement 30,3 % des garçons passent au moins quatre heures par semaine à faire leurs devoirs, comparativement à 41,2 % des filles. Près de 1 garçon sur 10 (9,9 %) répète une année scolaire, comparativement à 6,5 % des filles (figure A.4).

Les garçons et les filles diffèrent aussi quant à l'influence exercée par les parents. En ce qui concerne la présence des parents (figure A.5), les garçons sont moins susceptibles que les filles de vivre dans une famille monoparentale ou dans une famille biparentale ne comptant qu'un seul de leurs parents biologiques. Cependant, ils sont plus susceptibles de vivre dans une famille biparentale ne comprenant ni l'un ni l'autre de leurs parents biologiques. Pour ce qui est de l'influence directe des parents, la figure A.6 donne à penser que le parent qui connaît le mieux les filles est beaucoup plus fréquemment le parent de même sexe (79,8 %) que dans le cas des garçons (23,5 %). Du point de vue du contexte socioéconomique, aucun avantage précis ne se dégage si l'on s'en tient au niveau d'études des parents (figure A.7) ou à leurs revenus (figure A.8). Toutefois, la figure A.9 laisse entendre que les parents des filles de 15 ans sont plus susceptibles de s'attendre à ce que ces dernières décrochent un diplôme universitaire (69,6 %) que les parents des garçons de 15 ans (60,4 %).

Les pairs peuvent aussi influer sur les plans d'avenir. À cet égard, les garçons sont de nouveau désavantagés (figure A.10). Ils sont moins susceptibles (26,0 %) que les filles (36,1 %) de déclarer que tous leurs amis prévoient poursuivre leurs études après le secondaire. À l'autre extrémité de l'échelle, les garçons sont plus susceptibles (24,4 %) que les filles (15,8 %) de déclarer que quelques-uns ou aucun de leurs amis n'envisagent de poursuivre leurs études après l'école secondaire. Enfin, les avantages économiques directs de l'obtention d'un diplôme universitaire sont moins importants pour les garçons que pour les filles (figure A.11). Plus précisément, le ratio entre les gains annuels moyens des titulaires d'un diplôme universitaire et ceux des titulaires d'un diplôme d'études secondaires est plus faible pour les garçons (2,55) que pour les filles (2,81).

4. Résultats

Les différences entre les sexes relatives aux caractéristiques socioéconomiques mentionnées à la section précédente pourraient expliquer une partie de l'écart entre les taux d'inscription à l'université, mais uniquement dans la mesure où les caractéristiques proprement dites sont associées à la poursuite d'études universitaires. Au tableau 1, nous présentons les résultats de la régression d'une variable binaire d'inscription à l'université sur les caractéristiques socioéconomiques des jeunes selon le sexe et dans un modèle regroupé (garçons et filles confondus). En général, la plupart des caractéristiques sont associées à l'inscription à l'université et ce, en général, aussi bien pour les garçons que pour les filles. Par exemple, les résultats aux tests normalisés de lecture, les notes globales et le temps consacré aux devoirs sont des facteurs qui sont tous associés positivement à l'inscription à l'université. Cette association est, en grande partie, de même portée pour les garçons et les filles. Naturellement, les élèves qui redoublent une année sont moins susceptibles d'aller à l'université quatre années plus tard, quoique la différence ne soit pas statistiquement significative après que l'effet de facteurs tels que les notes globales et les résultats aux tests normalisés de lecture soit neutralisé. Les garçons et les filles qui grandissent dans un ménage où les deux parents sont présents sont plus susceptibles de s'inscrire à l'université que ceux qui grandissent dans un foyer monoparental. Le sexe du parent qui connaît le mieux le jeune n'est associé positivement à la poursuite d'études universitaires que chez les filles. Chez les garçons, l'association n'est pas significative. Comme l'ont montré d'innombrables études, le niveau d'études des parents est corrélé positivement à la poursuite d'études universitaires, et ce dans la même mesure pour les filles que pour les garçons. Par contre, le revenu des parents est très faiblement associé à l'inscription à

l'université lorsque l'on tient compte de l'effet des autres caractéristiques socioéconomiques. Toutefois, l'association est un peu plus prononcée pour les filles que pour les garçons. Les garçons appartenant aux deuxième, troisième et quatrième quartiles de revenu des parents ne sont pas plus susceptibles d'aller à l'université que ceux du premier quartile. En revanche, les filles du quatrième quartile de revenu des parents jouissent d'un avantage de 8,2 points de pourcentage par rapport à celles du quartile inférieur de revenu, après avoir tenu compte des différences relatives à d'autres caractéristiques socioéconomiques. Même les filles du troisième quartile de revenu bénéficient d'un avantage de 3,3 points de pourcentage par rapport à celles du quartile inférieur.

Un autre mode d'influence des parents est celui de leurs attentes à l'égard de l'enfant. Bien que l'accroissement des attentes parentales soit associé à un accroissement du taux d'inscription à l'université, la relation est plus forte chez les filles. Par contre, les preuves d'une influence exercée par les pairs sont plus faibles. En fait, il ne se dégage aucune relation statistiquement significative entre les plans d'avenir des pairs et la probabilité de s'inscrire à l'université. Enfin, un accroissement de la prime salariale reliée à un diplôme universitaire comparativement à celle reliée un diplôme d'études secondaires est associé à un accroissement de la probabilité de poursuivre des études universitaires chez les garçons, mais non chez les filles. Autrement dit, les avantages économiques relatifs d'un diplôme universitaire sont plus importants pour les filles (figure A.11), mais en général, ces dernières ne réagissent pas à ces signaux.

Tableau 1 Résultats du modèle probabiliste linéaire de l'inscription à l'université, selon le sexe

	Garçons		Filles		Garçons et filles regroupés	
	b	t	b	t	b	t
C5≤Note en lecture<C10	0,006	0,31	0,072	1,78	0,024	1,21
C10≤Note en lecture<C25	0,018	1,08	0,040	1,16	0,017	1,14
C25≤Note en lecture<C50	0,053	3,46	0,089	3,13	0,058	4,11
C50≤Note en lecture<C75	0,075	3,98	0,159	5,22	0,106	6,40
C75≤Note en lecture<C90	0,161	7,17	0,215	6,03	0,175	10,23
C90≤Note en lecture<C95	0,163	4,74	0,225	5,48	0,183	8,14
Note en lecture≥C95	0,252	6,59	0,225	5,67	0,217	8,78
60 %≤Note globale≤69 %	0,003	0,25	0,045	2,39	0,015	1,53
70 %≤Note globale≤79 %	0,068	4,64	0,105	6,64	0,079	7,15
80 %≤Note globale≤89 %	0,276	14,68	0,284	16,95	0,273	20,67
Note globale≥90 %	0,452	16,57	0,430	19,18	0,431	23,75
Consacre moins d'une heure par semaine aux devoirs	0,023	2,47	0,017	1,25	0,011	1,41
Consacre de 1 à 3 heures par semaine aux devoirs	0,057	3,92	0,068	2,26	0,054	4,12
Consacre de 4 à 7 heures par semaine aux devoirs	0,098	6,34	0,111	3,75	0,096	7,09
Consacre de 8 à 14 heures par semaine aux devoirs	0,180	10,80	0,170	5,48	0,166	11,53
Consacre 15 heures et plus par semaine aux devoirs	0,164	4,64	0,154	4,44	0,146	6,64
A redoublé une année	-0,045	-0,76	-0,078	-1,50	-0,057	-1,45
Deux parents, aucun n'étant biologique	-0,002	-0,07	-0,106	-3,15	-0,025	-1,42
Deux parents, un étant biologique	-0,021	-0,72	-0,025	-1,10	-0,025	-1,22
Deux parents biologiques	0,037	2,05	0,036	1,92	0,035	2,46
Personne connaissant le mieux le jeune est de même sexe	-0,007	-0,48	0,033	2,04	0,009	0,78
Parents ayant un certificat d'études postsecondaires non universitaires	0,032	2,81	0,020	1,25	0,028	2,75
Parents ayant un diplôme universitaire de premier cycle	0,124	7,25	0,120	5,37	0,123	9,15
Parents ayant un diplôme professionnel ou d'études supérieures	0,234	9,19	0,184	6,56	0,207	10,77
2e quartile de revenu des parents	-0,013	-0,86	0,018	1,02	0,003	0,31
3e quartile de revenu des parents	0,014	0,86	0,033	1,99	0,024	2,21
4e quartile de revenu des parents	0,009	0,51	0,082	4,08	0,044	3,69
Parents s'attendant à ce que le jeune obtienne un diplôme universitaire	0,097	9,37	0,148	11,11	0,121	14,81
La plupart des amis prévoient poursuivre leurs études après le secondaire	0,001	0,06	0,000	0,01	-0,002	-0,15
Tous les amis prévoient poursuivre leurs études après le secondaire	-0,005	-0,31	0,023	1,33	0,011	0,90
Prime salariale associée à un diplôme universitaire	0,045	3,67	0,022	1,16	0,027	2,18
Sexe féminin	...	...	...	...	0,030	2,77
Ordonnée à l'origine	-0,251	-6,67	-0,312	-4,09	-0,245	-5,97
R^2 corrigé	0,338		0,312		0,333	
Taille de l'échantillon	8 622		9 191		17 813	

... sans objet

Nota : Les statistiques t sont calculées par la méthode bootstrap en utilisant 100 poids de rééchantillonnage.
Les centiles sont désignée par « C ».

Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Nous procédons maintenant à la décomposition de l'écart global entre les sexes relatif aux taux d'inscription à l'université. Rappelons que nous utilisons trois méthodes et que, même si tous les résultats sont présentés au tableau 2, notre discussion ne portera que sur ceux de la méthode 3, dans laquelle sont utilisés les coefficients du modèle regroupé. Du point de vue qualitatif, les résultats sont en grande partie indépendants du choix de la méthode. Au haut du tableau, nous voyons que l'écart global entre les sexes ayant trait aux taux d'inscription à l'université à l'âge de 19 ans est de 13,1 points de pourcentage. Ce chiffre correspond à la différence entre les barres présentées à la figure 1 dans l'introduction. Les résultats de la décomposition par la méthode 3 indiquent que plus des trois quarts (76,8 %) de cet écart peuvent être expliqués par des différences entre les sexes relatives à des caractéristiques socioéconomiques observables. Selon les résultats des méthodes 1 et 2, respectivement 94,0 % et 71,2 % de l'écart peuvent être expliqués par les différences de caractéristiques socioéconomiques. En continuant d'examiner la méthode 3, nous notons que le facteur principal est la différence entre les notes globales. Cette différence explique près du tiers (31,8 %) de l'écart global ayant trait taux d'inscription à l'université. Les différences entre les résultats aux tests normalisés de lecture rendent compte d'une part plus modeste, soit 14,6 %, de l'écart relatif aux taux d'inscription à l'université.

Tableau 2 Décomposition de l'écart entre les sexes relatif à l'inscription à l'université

	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
Écart total relatif aux taux d'inscription à l'université à l'âge de 19 ans	0,131	0,131	0,131
Proportion expliquée de l'écart	0,940	0,712	0,768
Proportion inexpliquée de l'écart	0,060	0,288	0,232
Proportion de l'écart expliquée par les différences, à l'âge de 15 ans, entre :			
Notes aux tests standardisés de lecture	0,160	0,142	0,146
Notes globales	0,306	0,336	0,318
Méthodes de travail	0,117	0,113	0,111
Redoublement d'une année	0,020	0,012	0,015
Présence des parents	0,041	-0,015	-0,004
Sexe de la personne connaissant le mieux le jeune	0,144	-0,029	0,040
Niveau d'études des parents	0,001	0,003	0,002
Revenu des parents	-0,014	0,000	-0,007
Attentes des parents	0,104	0,069	0,085
Influence des pairs	0,018	-0,004	0,008
Prime salariale associée à un diplôme universitaire	0,042	0,087	0,053

Nota : Dans la méthode 1 (2), la partie expliquée de l'écart est pondérée par les coefficients du modèle de régression spécifié pour les hommes (femmes). Dans la méthode 3, les coefficients proviennent du modèle regroupant les hommes et les femmes.

Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Ces résultats sont examinés à la lumière d'une étude récente des principaux facteurs expliquant les différences d'accès à l'université en fonction du revenu (Frenette, 2007). Dans cette étude, les différences entre les résultats aux tests normalisés de lecture expliquaient une part plus importante de la différence d'accès entre les élèves des quartiles supérieur et inférieur de revenu des parents que les différences entre les notes globales. Autrement dit, l'écart entre les sexes en ce qui concerne

l'inscription à l'université est plus fortement associé aux différences de rendement scolaire, tandis que l'écart entre les taux d'inscription à l'université en fonction du revenu est plus fortement lié aux différences entre les résultats au test portant sur des aptitudes qui ne sont pas nécessairement enseignées à l'école.

Un autre facteur important qui sous-tend l'écart entre les sexes relatif à l'inscription à l'université est la différence entre les méthodes de travail (c.-à-d. le temps consacré aux devoirs). Celle-ci explique 11,1 % de l'écart relatif à l'inscription à l'université. Il convient de souligner que, dans Frenette (2007), ce facteur n'avait aucun pouvoir explicatif et a rapidement été éliminé de l'étude. La plus forte propension des garçons à redoubler une année scolaire n'explique qu'une part négligeable de l'écart entre les sexes relatif à l'inscription à l'université (1,5 %).

Ensemble, les quatre mesures de rendement scolaire utilisées — note globale, résultats aux tests normalisés de lecture, méthode de travail et redoublement d'une année — expliquent 58,9 % de l'écart entre les sexes relatif à l'inscription à l'université. Les différences entre les attentes de parents sont un autre facteur qui mérite d'être souligné. Dans l'ensemble, ce facteur explique 8,5 % de l'écart entre les sexes en ce qui concerne la poursuite d'études universitaires.

Les autres facteurs pris en considération dans l'étude expliquent chacun moins de 6 % de l'écart. Figure sur cette liste la différence de prime salariale associée à un diplôme universitaire relativement à celle associée à un diplôme d'études secondaires, qui ne rend compte que de 5,3 % de l'écart. Par contre, selon une étude américaine menée par Jacob (2002), cette différence de prime salariale explique environ la moitié de l'écart entre les sexes. À part le fait que cette étude portait sur des données américaines, la différence entre les estimations de Jacob et les nôtres pourrait tenir en grande partie à la période examinée. L'étude de Jacob portait sur le début des années 1990, période durant laquelle l'écart entre les sexes relatif à l'inscription à l'université était nettement plus faible (environ 5 points de pourcentage aux États-Unis). Comparativement, lors de notre étude, cet écart était supérieur à 13 points de pourcentage. Il convient aussi de souligner que les données de notre étude suggèrent que, bien que la prime salariale associée à un diplôme universitaire soit plus importante pour les femmes, ces dernières ne semblent pas répondre à ce signal. Nous avons fait allusion à ce fait plus tôt, lors de la discussion du tableau 1. Nous avons noté que la prime salariale associée à un diplôme universitaire était positivement corrélée à l'inscription à l'université chez les garçons, mais n'était pas corrélée statistiquement chez les filles. En outre, l'importance du rôle que joueront les études dans leur futur succès professionnel déclarée par les filles est à peu près la même que celle mentionnée par les garçons (Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A). Une remarque finale a trait à l'importance accordée aux primes salariales *relatives*. En valeur absolue, le gain de salaire associé à un diplôme universitaire comparativement à un diplôme d'études secondaires est plus important pour les garçons que pour les filles. L'écart absolu est de 22 766 $ pour les garçons, mais seulement de 18 490 $ pour les filles. Le fait que les jeunes réagissent à l'avantage absolu plutôt que relatif expliquerait pourquoi la prime salariale relative ne rend pas compte d'une grande part de l'écart entre les garçons et les filles ayant trait à l'inscription à l'université. Pour vérifier cette hypothèse, nous avons calculé un modèle de régression regroupant les garçons et les filles dans lequel nous avons inclus les variables de prime salariale relative et absolue. Les coefficients des deux variables étaient positifs, mais seul celui de la prime salariale absolue était statistiquement significatif, ce qui laisse entendre que la différence entre les primes salariales absolues des garçons et des filles pourrait effectivement réduire l'écart entre les sexes en

ce qui concerne la poursuite d'études universitaires. Cela est précisément ce que suggère un exercice de décomposition. La différence entre les primes salariales absolues rend compte d'une diminution de 14 % de l'écart total ayant trait à l'inscription à l'université. Les autres résultats ne varient pas lors du remplacement de la prime relative par la prime absolue. Le résultat de cette discussion est qu'un certain doute plane maintenant sur la thèse voulant que les femmes soient plus susceptibles de fréquenter l'université à cause des avantages économiques plus importants que cela leur procure, mais il faudra poursuivre les travaux de recherche dans ce domaine avant de pouvoir tirer des conclusions plus catégoriques.

5. Conclusion

En 2003, quelque 38,8 % des jeunes femmes de 19 ans s'étaient inscrites à l'université, comparativement à seulement 25,7 % des jeunes hommes de 19 ans. Par contre, les jeunes hommes et les jeunes filles étaient aussi susceptibles les uns que les autres de fréquenter le collège. Malgré son importance, on en sait peu sur la disparité entre les sexes en ce qui concerne l'inscription à l'université. Dans la présente étude, nous analysons de nouvelles données canadiennes détaillées sur les résultats aux tests normalisés, les notes globales, l'influence des parents et des pairs, ainsi que d'autres caractéristiques socioéconomiques de base des garçons et des filles pour essayer d'expliquer l'écart important entre ceux-ci en ce qui concerne la poursuite d'études universitaires.

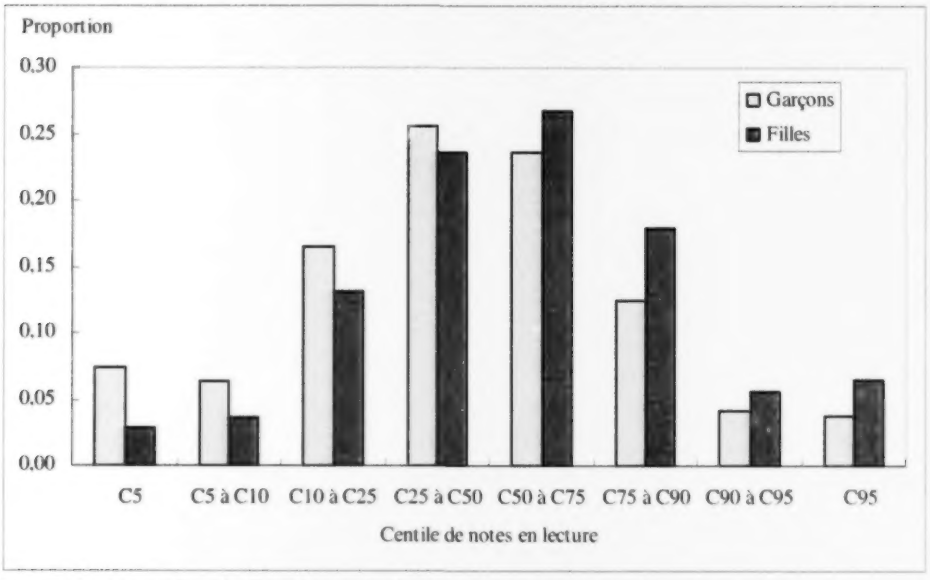
Nous constatons que les différences relatives à des caractéristiques observables entre les garçons et les filles expliquent plus des trois quarts (76,8 %) de l'écart relatif à l'inscription à l'université. Par ordre d'importance, les facteurs principaux sont les différences entre les notes globales obtenues à l'âge de 15 ans (31,8 %), les résultats aux tests normalisés de lecture obtenus à l'âge de 15 ans (14,6 %), les méthodes de travail (11,1 %), les attentes des parents (8,5 %) et les primes salariales associées à un diplôme universitaire relativement à celles associées à un diplôme d'études secondaires (5,3 %). Ensemble, les quatre mesures de rendement scolaire utilisées dans l'analyse (notes globales, résultats aux tests normalisés de lecture, méthodes de travail et redoublement d'une année) expliquent 58,9 % de l'écart entre les sexes relatif à l'inscription à l'université. Les notes globales rendent compte d'une part plus importante de cet écart que les notes en lecture.

Les résultats aux tests normalisés ont été traités par certains comme un indicateur des aptitudes cognitives (p. ex., Carneiro et Heckman, 2002). Par ailleurs, les notes globales, les méthodes de travail et le redoublement d'une année ont été considérés par d'autres comme des indicateurs des aptitudes non cognitives, *après avoir tenu compte de l'effet des aptitudes cognitives* (p. ex., Jacob, 2002). Autrement dit, les notes globales pourraient refléter la capacité de tirer parti des aptitudes cognitives dans un contexte plus structuré (c.-à-d. l'école). Elle pourrait aussi refléter le niveau de motivation ou de maturité, comme le font le temps consacré aux devoirs ou le redoublement d'une année. Selon Heckman, Stixrud et Urzua (2006), les aptitudes cognitives ne sont malléables que durant la prime enfance, tandis que les aptitudes non cognitives le demeurent pendant une bonne part de l'adolescence. S'il en est vraiment ainsi, cette constatation a des incidences importantes sur les résultats de la présente étude, ainsi que ceux présentés dans Frenette (2007). Dans cette dernière étude, les résultats aux tests normalisés de lecture expliquaient une part plus importante des différences d'accès aux études universitaires selon le revenu que les notes globales. Du point de vue de la recherche, cela signifie que la prime enfance (c.-à-d. les années préscolaires) pourrait être la clé de la compréhension de la différence d'accès aux études universitaires en fonction du revenu.

En revanche, les résultats de la présente étude donnent à penser qu'une proportion très importante de l'écart entre les sexes relatif à l'inscription à l'université est corrélée aux aptitudes non cognitives manifestées à l'école. Par conséquent, pour comprendre l'avantage des femmes en ce qui concerne la poursuite d'études universitaires, il pourrait être essentiel de comprendre pourquoi les filles réussissent mieux que les garçons au primaire et au secondaire.

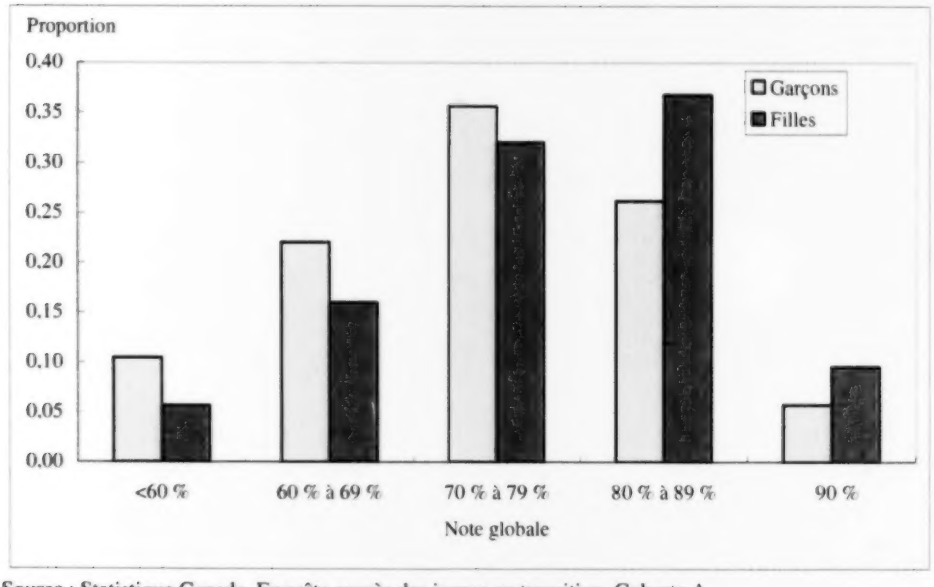
Annexe

Figure A.1 Distribution des centiles de notes en lecture, selon le sexe



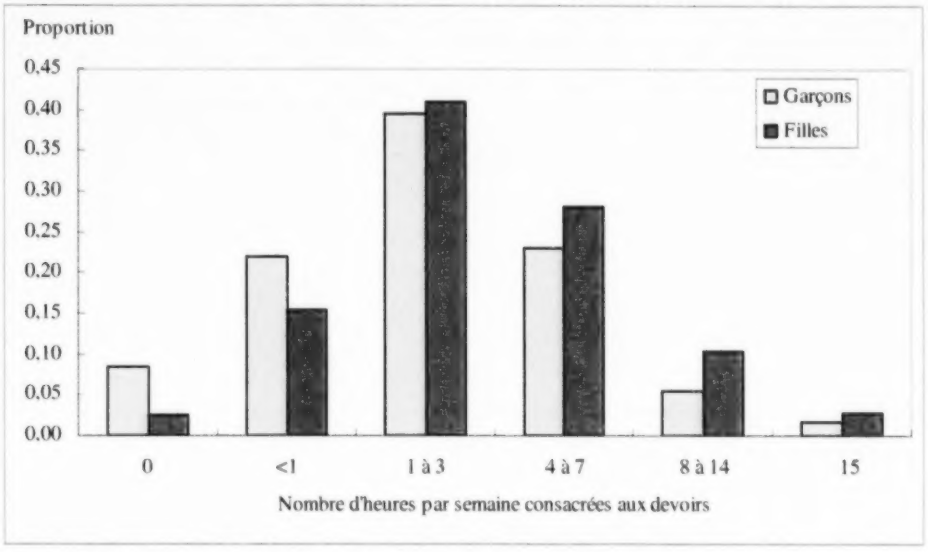
Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Figure A.2 Distribution des notes globales, selon le sexe



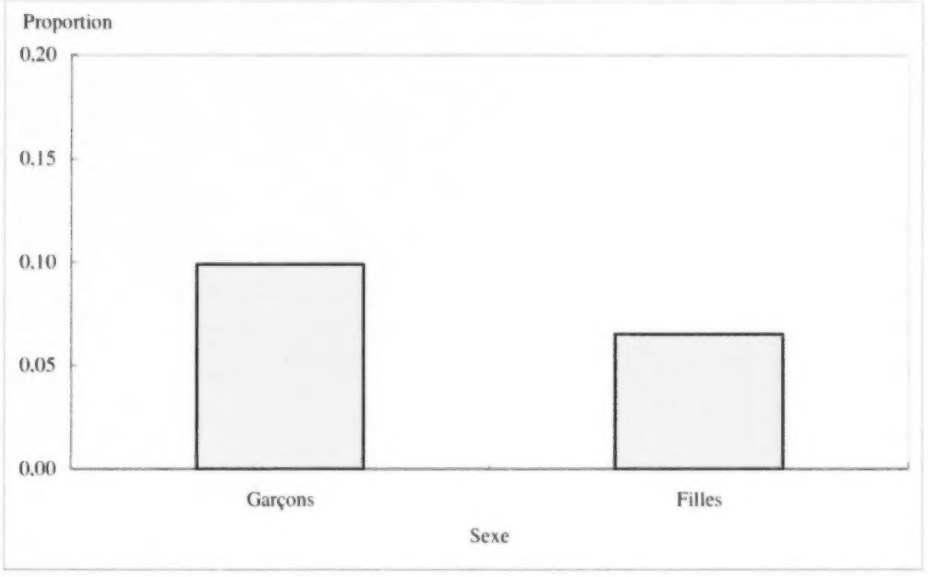
Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Figure A.3 Distribution du nombre d'heures par semaine consacrées aux devoirs, selon le sexe



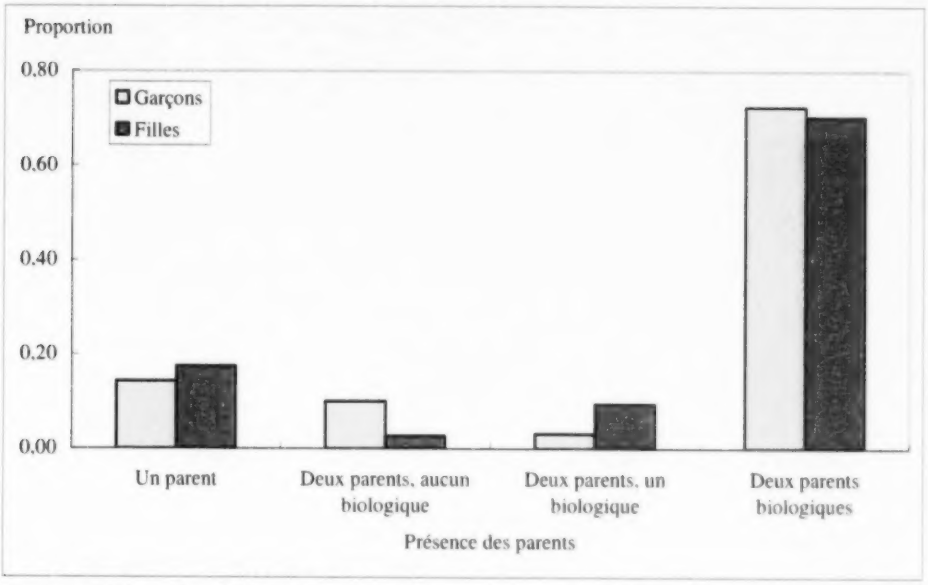
Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Figure A.4 Proportion ayant redoublé une année, selon le sexe



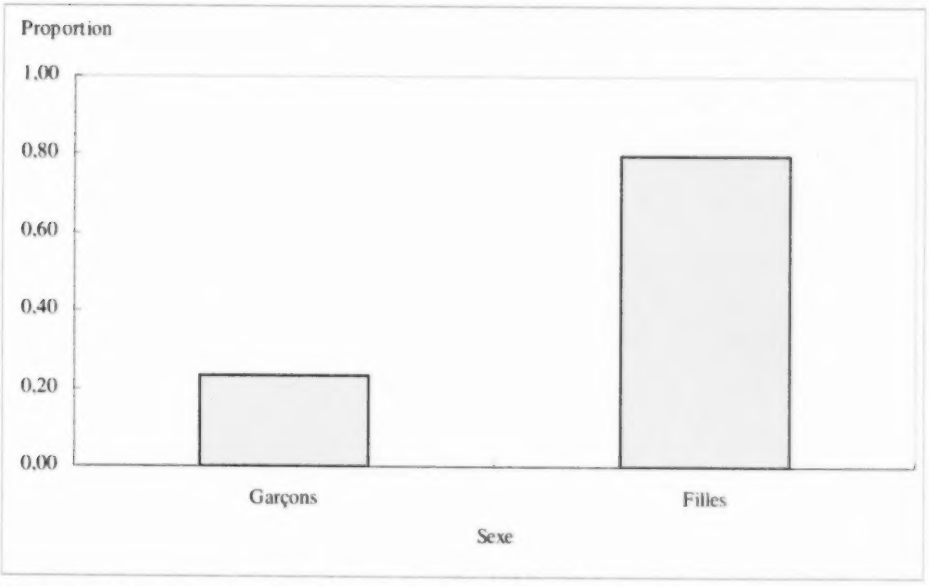
Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Figure A.5 Distribution de la présence des parents, selon le sexe



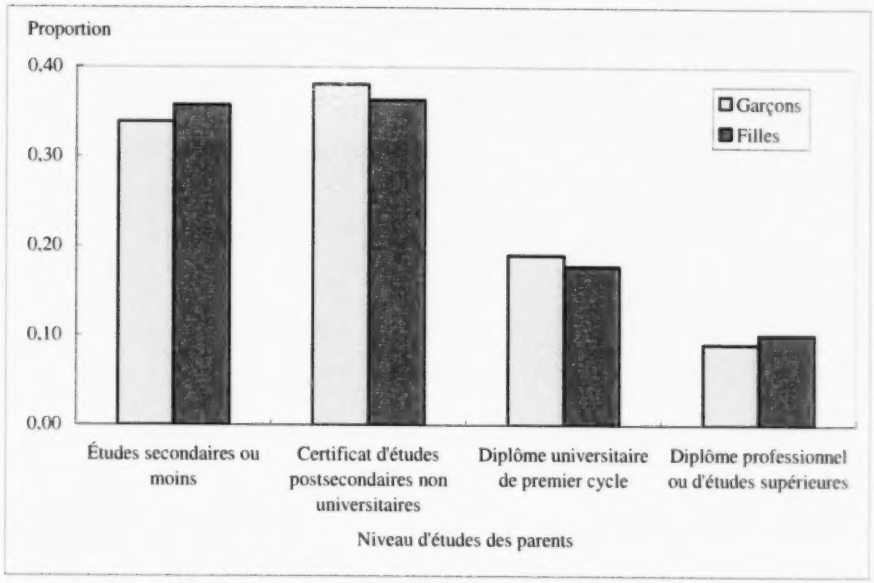
Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Figure A.6 Proportion de jeunes dont le parent les connaissant le mieux est de même sexe, selon le sexe



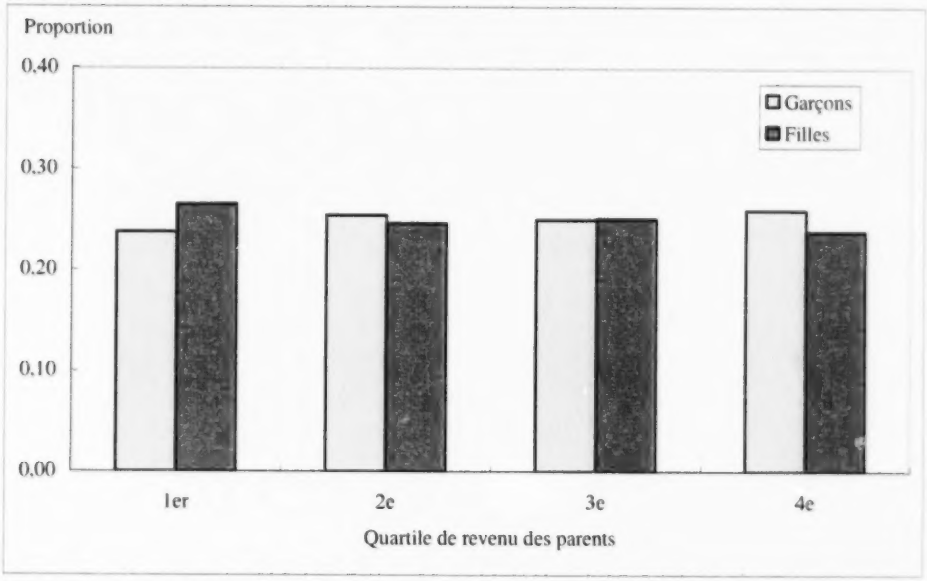
Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Figure A.7 Distribution du niveau d'études des parents, selon le sexe



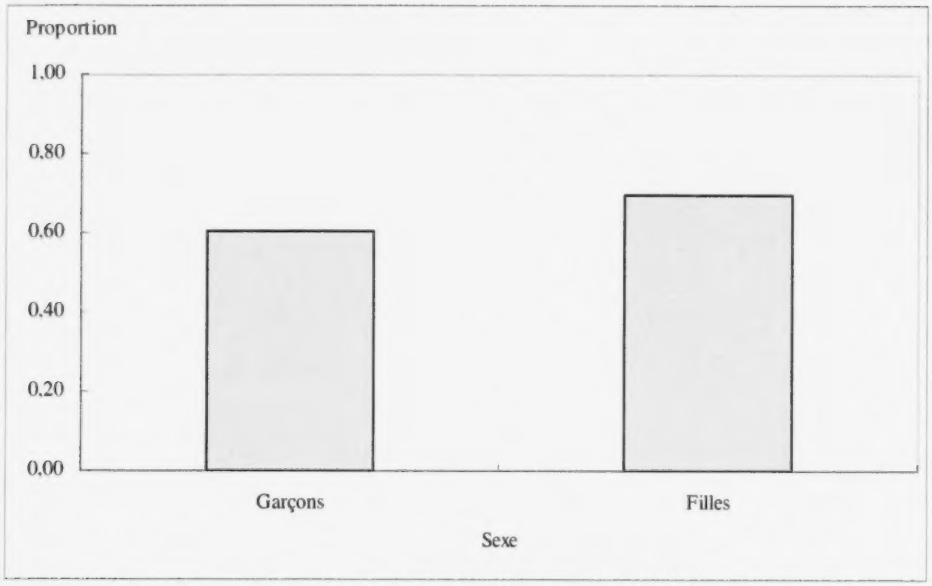
Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Figure A.8 Distribution des quartiles de revenu des parents, selon le sexe



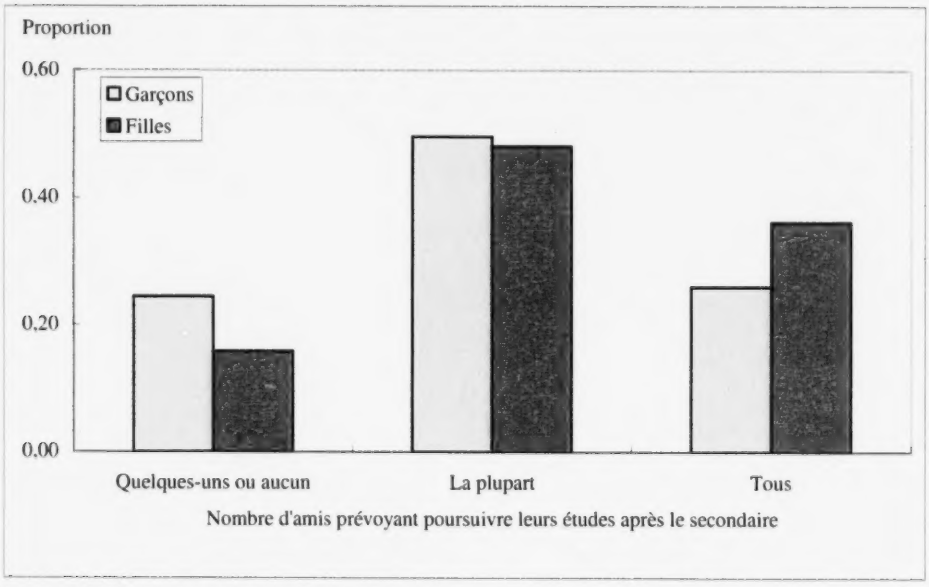
Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Figure A.9 Proportion de jeunes dont les parents s'attendent à ce qu'ils obtiennent un diplôme universitaire, selon le sexe



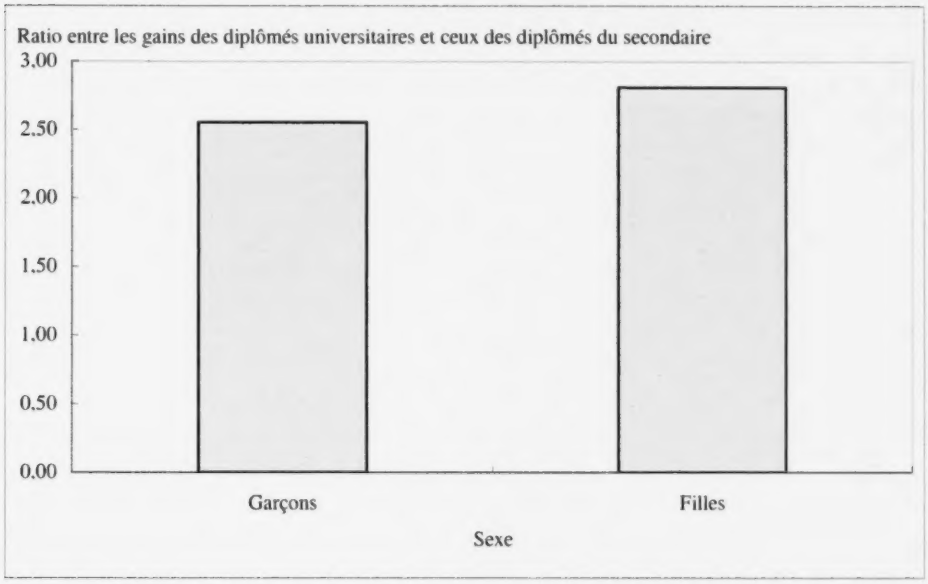
Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Figure A.10 Distribution du nombre d'amis prévoyant poursuivre leurs études après le secondaire, selon le sexe



Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Figure A.11 Ratio entre les gains des diplômés universitaires et ceux des diplômés du secondaire, selon le sexe



Source : Statistique Canada, Enquête auprès des jeunes en transition, Cohorte A.

Bibliographie

Blinder, A.S. 1973. « Wage discrimination: Reduced form and structural estimates ». *Journal of Human Resources*. 8, 4 : 436–455.

Burbidge, J.B., L. Magee et A.L. Robb. 2002. « The education premium in Canada and the United States ». *Canadian Public Policy*. 28, 2 : 203–217.

Carneiro, P., et J.J. Heckman. 2002. « The evidence on credit constraints in post-secondary schooling ». *The Economic Journal*. 112, 482 : 705–734.

Christofides, L.N., M. Hoy et L. Yang. 2006. « The Gender Imbalance in Participation in Canadian Universities (1977–2003) ». University of Guelph, Department of Economics Working Paper 2006-10. Guelph, Ont. : University of Guelph.

Dee, T.S. 2005. « Teachers and the Gender Gaps in Student Achievement ». National Bureau of Economic Research Working Paper No. 11660. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

Fairlie, R.W. 2003. « An Extension of the Blinder–Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models ». Yale University Economic Growth Center Paper No. 873. New Haven, Conn. : Yale Department of Economics.

Fairlie, R.W., et W.A. Sundstrom. 1997. « The racial unemployment gap in long-run perspective ». *American Economic Review*. 87, 2 : 306–310.

Frenette, M. 2007. *Pourquoi les jeunes provenant de familles à plus faible revenu sont-ils moins susceptibles de fréquenter l'université? Analyse fondée sur les aptitudes aux études, l'influence des parents et les contraintes financières.* Direction des études analytiques, documents de recherche. N° 11F0019MIF2007295 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Goldin, C., L.F. Katz et I. Kuziemko. 2006. « The Homecoming of American College Women: The Reversal of the College Gender Gap ». National Bureau of Economic Research Working Paper No. 12139. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

Heckman, J.J., J. Stixrud et S. Urzua. 2006. « The effects of cognitive and non-cognitive abilities on labor market outcomes and social behaviour ». *Journal of Labor Economics*. 24, 3 : 411–482.

Institut canadien de la santé infantile. 2000. *La santé des enfants du Canada : Un profil de l'ICSI – 3e édition.* Ottawa : Institut canadien de la santé infantile.

Jacob, B.A. 2002. « Where the boys aren't: Non-cognitive skills, returns to school and the gender gap in higher education ». *Economics of Education Review*. 21, 6 : 589–598.

Julien, A.-M. et H. Ertl. 2000. « Le vécu scolaire des enfants : résultats tirés de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes de 1994-1995 ». *Revue trimestrielle de l'éducation*. 6, 2 : 24–40. N° 81-003-XIF au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Looker, D. et V. Thiessen. 2004. *Les aspirations des jeunes Canadiens à des études avancées.* Rapport final. Direction générale de la politique sur l'apprentissage, Politique stratégique et planification. N° de catalogue : HS3-4/600-05-04F-PDF. Gatineau, Qc : Ressources humaines et développement des compétences Canada.

Manning, A., et H. Robinson. 2004. « Something in the way she moves: A fresh look at an old gap ». *Oxford Economic Papers*. 56, 2 : 169–188.

Moffitt, R.A. 1999. « New developments in econometric methods for labor market analysis ». Dans *Handbook of Labor Economics 3A*. Chapitre 24. O. Ashenfelter et D. Card (rév.). New York : Elsevier.

Neumark, D. 1988. « Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination ». *Journal of Human Resources*. 23, 2 : 279–295.

Oaxaca, R.L. 1973. « Male–female wage differentials in urban labor markets ». *International Economic Review*. 14, 3 : 693–709.

Oaxaca, R.L., et M.R. Ransom. 1994. « On discrimination and the decomposition of wage differentials ». *Journal of Econometrics*. 61, 1 : 5–21.

Skuterud, M., M. Frenette et P. Poon. 2004. *Description de la répartition du revenu : lignes directrices pour une analyse efficace.* Série de documents de recherche – Revenu. N° 75F0002MIF004010 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Statistique Canada. 2005. Indicateurs de la santé. 2005, 1. N° 82-221-XIF au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Thomas, E.M. 2006. *La disposition à apprendre à l'école pour les jeunes de cinq ans au Canada.* Série de documents de recherche sur les enfants et les jeunes. N° 89-599-MIF2006004 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.